

Trender i deltakelse i arbeidslivet – betydningen av kronisk sykdom som barn og utdanningsnivå

Sammendrag

Bakgrunn. Hensikten var å belyse periodetrender for deltakelse i arbeidslivet blant utsatte grupper. Deres deltakelse i arbeidslivet kan være mer konjunkturavhengig enn andres, eller deres deltakelse i arbeidslivet kan være stadig avtakende i et mer og mer krevende arbeidsmarked.

Materiale og metode. Ved hjelp av registerkobling etablerte vi en kohort av 321 975 menn født i årene 1967–76 i Norge. De som mottok grunn- og/eller hjelpestønad i barnealder og menn med lavt utdanningsnivå var de utsatte gruppene som ble studert. Assosiasjoner med arbeidsledighet (årsinntekt < 0,5 folketrygdens grunnbeløp) og økonomisk inaktivitet (ledighet eller uførepensjon) ble estimert for årene 1991–2001 med Poisson-regresjon.

Resultater. De utsatte gruppene hadde høyere ledighet og mer økonomisk inaktivitet enn andre. Assosiasjonen mellom stønad i barnealder og ledighet fulgte konjunktorene, med størst forskjell under lavkonjunkturen i 1993 og minst forskjell ved høykonjunkturen i 1999. Sammenhengen mellom lav utdanning og ledighet ble stadig sterkere i studieperioden. Det var liknende, men mindre klare forskjeller i trendene for økonomisk inaktivitet, med gunstigere utvikling for stønadsgruppen enn for de lavt utdannede.

Fortolkning. Effekten av kronisk sykdom i barnealder på deltakelse i arbeidslivet hadde et sykklisk konjunkturbestemt forløp. Effekten av lav utdanning var preget av jevn og gradvis forverring.

Engelsk sammendrag finnes i artikkelen på www.tidsskriftet.no

Oppgitte interessekonflikter: Ingen

> Se også side 2878

Petter Kristensen

petter.kristensen@stami.no
Statens arbeidsmiljøinstitutt
Postboks 8149 Dep
0033 Oslo

Tor Bjerkedal

Kontoret for militærmedisinsk forskning og utvikling
Sessvollmoen

Det dynamiske forholdet mellom deltakelse i arbeidslivet og helse er et viktig element i studiet av sosiale ulikheter i helse (1, 2). Helsesvikt betyr noe, men synes ikke å være en dominerende årsak til arbeidsledighet (2). Studier om betydningen av helse i barnealder for deltakelse i arbeidslivet i ung voksen alder viser noe ulike resultater, men metodene og kriteriene for helse og arbeid er forskjellige (3–7). Utdanningsnivå er også vist å være av betydning for senere deltakelse i arbeidslivet (7–9).

Det har vært antatt at sammenhengen mellom dårlig helse og arbeidsledighet påvirkes av konjunktorene i arbeidsmarkedet (1, 2). I perioder med høy ledighet kan arbeidsgiver stille større krav til funksjonsdyktighet, og personer med dårlig helse får vanskeligheter med å beholde arbeidet. I perioder med lav ledighet tas de inn i arbeid igjen.

Forholdet mellom helse og ledighet under ulike konjunkturer har vært fulgt i studier av befolkningstverrsnitt over tid (10–15). Det er imidlertid sparsomt med empirisk støtte for at kronisk syke rammes ekstra sterkt av ledighet under lavkonjunktur. Resultatene i enkelte studier kan heller tyde på at deltakelse i arbeidslivet for langvarig syke avtar som en konsekvens av økte krav og økt kompleksitet i arbeidslivet (10, 11).

For å estimere sammenhenger mellom sosiale og helsemessige forhold tidlig i livsløpet og unge menns deltakelse i arbeidslivet koblet vi individdata fra flere nasjonale registre. Hensikten med studien var å se på virkningene av endringer i økonomiske konjunkturer. Spesielt ville vi se om svingningene i deltakelse i arbeidslivet var mer konjunkturavhengige for utsatte grupper enn for andre, eller om utsatte gruppers deltakelse i arbeidslivet var avtakende over tid. Vi studerte to utsatte grupper: Menn som hadde mottatt grunn- og/eller hjelpestønad i barnealder og menn med lavt utdanningsnivå.

Materiale og metode

Deltakere og datakilder

Utgangspunktet for studien var alle norske menn født i årene 1967–76 (N = 321 975), som ble fulgt opp i det sentrale personregister. Ved hjelp av fødselsnummer ble data fra Medisinsk fødselsregister, Rikstrygdeverkets registre for pensjonsgivende inntekt og stønader og Statistisk sentralbyrås utdanningsregister knyttet til en analysefil for indekspersonen og begge foreldre.

Forklarings- og utfallsvariabler

De viktigste forklaringsvariablene var dikotomisert *stønad i barnealder* og *lavt utdanningsnivå*. Vi definerte stønad i barnealder som registrert grunn- og/eller hjelpestønad i ett eller flere år mellom fødsel og 16 års alder. De med grunnutdanning i videregående skole eller lavere som høyeste utdanning ble ansett å ha et lavt utdanningsnivå. Menn med høyere utdanning enn dette ble definert å ha *høyt utdanningsnivå*. I hele populasjonen hadde 7 567 (2,4 %) stønad og 94 826 (29,5 %) lavt utdanningsnivå.

Vi studerte trendene for to utfall knyttet til manglende deltakelse i arbeidslivet i hvert kalenderår i perioden 1991–2001: *Arbeidsledighet* og *økonomisk inaktivitet*. Arbeidsledighet (ledighet) ble definert som en pensjonsgivende årsinntekt mindre enn halve grunnbeløpet (G). Dette nivået ble valgt fordi en halv G er grenseinntekten som gir rett til sykepenger. Ledigheten ble estimert blant alle som ble antatt å være aktuelle i arbeidsmarkedet i det enkelte kalenderår (i live, bosatt i Norge og uten uførepensjon gjennom hele det gjeldende kalenderår). Vi anså



Hovedbudskap

- Unge voksne menn med lav utdanning og trygdestønad som barn faller oftere ut av arbeidslivet enn andre
- Gruppene har lavere arbeidsdeltakelse under lavkonjunktur og høyere arbeidsdeltakelse ved høykonjunktur
- Menn som fikk stønad som barn, har sterkere konjunktursvingninger enn andre
- Forskjellen i arbeidsdeltakelse mellom menn med lav og høy utdanning tiltok i tiårsperioden 1991–2001

Tabell 2 Populasjon av potensielt arbeidsføre analysert med henblikk på ledighet (døde, emigrerte og uførepensjonerte ekskludert) og med henblikk på økonomisk inaktivitet (døde og emigrerte ekskludert). Menn født i Norge i 1967–76 og fulgt i 1991–2001

Kategori	Analysert på ledighet	Analysert på økonomisk inaktivitet
Totalt antall levendefødte	321 975	321 975
Død før oppfølging	8 655 ¹	8 655
Emigrert før oppfølging	3 356	3 356
Uførepensjonert før oppfølging	2 422 ¹	–
Antall med oppfølgingstid	307 625	309 964
<i>Bortfall under oppfølging</i>		
Døde	1 889	1 986
Emigrerte	3 923	3 924
Uførepensjonerte	3 830	–
Samlet oppfølgingstid (personår)	1 944 878	1 971 411

¹ 83 hadde uførepensjon på dødstidspunktet og er derfor registrert i begge kategorier

dessuten at økonomisk inaktivitet (2) var av interesse fordi pensjonering kan anses som en utsjaltingsmekanisme fra arbeidslivet. Det andre utfallet som ble studert, var derfor økonomisk inaktivitet, som omfattet alle som i et gitt kalenderår var ledige eller uførepensjonister. Den økonomiske inaktiviteten ble estimert blant alle som var i live og bosatt i Norge gjennom det gjeldende kalenderåret.

Vi registrerte også andre variabler som var relatert til arbeidsaktivitet. Ut fra de tilgjengelige data på foreldrene i registrene konstruerte vi en indikatorvariabel på *vanlige sosiale oppvekstvilkår*: Fars identitet var ikke oppgitt på fødselsmeldingen, mor var ikke gift da indekspersonen ble født, mor registrert med kronisk sykdom før fødselen, mor og far hadde ikke like mange barn registrert, mor eller far var død eller uførepensjonert før det år indekspersonen fylte 25, mors gjennomsnittsinntekt var < 0,5 G i årene hvor indekspersonen var 17–24 år, fars gjennomsnittsinntekt var < 0,5 G i alle tidsavsnitt av indekspersonens oppvekst (0–6 år, 7–16 år, 17–24 år), eller mors eller fars utdanningsnivå var ukjent. I alt hadde 30 % av indekspersonene hatt vanskelige sosiale oppvekstvilkår etter denne definisjonen. Fra utdanningsregisteret hentet vi også informasjon om pågående utdanning i hvert år for indekspersonen. For de enkelte årene var 31–38 % av 22–24-åringene, 20–21 % av 25–27-åringene og 10 % av 28–30-åringene under utdanning.

Analyse

Analysen tok sikte på å vurdere periodetrender i ledighet og økonomisk inaktivitet for utsatte grupper av unge menn mellom 1991 og 2001. I denne perioden økte ledigheten i Norge fra høy sysselsetting i 1987 til rekordledighet i 1993. Ledigheten sank deretter jevnt til 1998–99, for deretter å være stabil før en ny økning i 2001 (16). Dersom de utsatte gruppene deltok i arbeidslivet ble

sterkest påvirket av konjunktorene, ville vi forvente at assosiasjonene (forskjellen mellom utsatte og andre) ville øke fra 1991 til 1993, deretter synke til 1998–99 for så å stabilisere seg. Dersom utsatte grupper var mer påvirket av langsiktige strukturelle endringer i arbeidslivet, ville vi vente at assosiasjonene ville øke i løpet av perioden.

Vårt mål var å estimere periodetrender. Vi kontrollerte derfor nøye for alder ved å følge trendene innen like aldersklasser. Siden stønadgruppen var relativt liten, hadde vi også behov for å slå sammen aldersklasser for å få robuste estimater. Vi løste dette ved å slå sammen tre fulle årsklasser. På den måten kunne vi følge 22–24-åringer mellom 1991 og 1998, 25–27-åringer mellom 1994 og 2001 og 28–30-åringer mellom 1997 og 2001 (e-tab 1). Etter eksklusjon av menn som døde, emigrerte eller ble uførepensjonert før oppfølgingen stod vi igjen med 307 625 menn med oppfølgingstid på ledighet (tab 2). I analysen av økonomisk inaktivitet var uførepensjonerte inkludert, og 309 964 menn bidro med oppfølgingstid (tab 2). Blant dem som bidro, var det frafall i oppfølgingstiden grunnet uførepensjonering (analyse av ledighet), dødsfall og emigrasjon. Oppfølgingstiden var i underkant av to millioner personår (tab 2).

Vi valgte å inkludere menn under utdanning i analysene fordi en stor andel var under utdanning i starten av oppfølgingen, og de fleste kombinerte studier med noe arbeid og inntekt. Dessuten har yngre mennesker i denne perioden brukt utdanning som et alternativ til arbeidsledighet under lavkonjunktur (8).

Vi brukte DATAB og AMFIT i programpakken EPICURE til tabellanalyse og Poisson-regresjon. For hver enkelt aldersgruppe og hvert kalenderår regnet vi ut prevalensen (prosent) ledige og økonomisk inaktive, separat for dem med og uten stønad i barnealder og dem med og uten lavt utdanningsnivå. Videre estimerte vi additive forskjeller (pro-

sentpoeng med 95 % konfidensintervall, KI) i ledighet eller økonomisk inaktivitet assosiert med stønad eller lav utdanning. Vi estimerte også effekter av stønad innen separate utdanningsgrupper. Assosiasjonene ble justert for pågående utdanning, fødselsår og vanskelige sosiale oppvekstvilkår. Trendene 1991–2001 for forskjeller i ledighet og økonomisk inaktivitet og assosiasjonene med stønad eller lav utdanning ble vurdert i tabeller og grafer.

Resultater

Arbeidsledighet

Av de 307 625 som ble fulgt med hensyn til ledighet, hadde 5 478 (1,8 %) fått grunn/hjelpestønad i barnealder og 81 361 (26,4 %) hadde lavt utdanningsnivå. Lav utdanning var vanligere i stønadsgruppen (43,0 %) enn blant menn uten stønad i barnealder (26,1 %).

Aldersspesifikk ledighet fordelt på stønadskategori vises i figur 1. De som ikke hadde mottatt stønad, fulgte det samme ledighetsmønsteret som i sentral statistikk: Ledigheten økte fra 1991 til en topp i 1993, og sank deretter til 1998–99, da den stabiliserte seg. Stønadsgruppen hadde markant høyere ledighet, men fulgte det samme periodemønsteret.

Menn med mer enn lav utdanning hadde den samme periodetrenden i ledighet som menn uten stønad (fig 2). Trenden for menn med lav utdanning hadde et liknende mønster, men en klarere stigning sent i perioden. Menn med lav utdanning i den yngste aldersgruppen hadde lavere ledighet enn unge menn med mer utdanning. Forholdet var omvendt i de to eldre aldersgruppene. Det avvikende forholdet i den yngste aldersgruppen skyldtes at menn med høyere utdanning i større grad var under utdanning fortsatt (data ikke vist).

Effekten av stønad i barnealder og lav utdanning på arbeidsledighet er gjengitt i figur 3. Assosiasjonene er angitt som prosentpoeng forskjell og er justert for pågående utdanning, fødselsår og vanskelige sosiale oppvekstvilkår. Stønadseffekten fulgte konjunktorene, med et maksimum i 1993, og sank så til 1999, med en påfølgende avflating. Lav utdanning var assosiert med økt ledighet, også i aldersgruppen 22–24 år etter justering for pågående utdanning. Trenden for effekt av lav utdanning på ledighet var ganske annerledes enn for stønad, idet effekten ble stadig sterkere utover i perioden. Tidlig i perioden var assosiasjonen mellom ledighet og stønad betydelig sterkere enn assosiasjonen mellom ledighet og lav utdanning. I slutten av perioden var assosiasjonene likeverdige sterke. Ved separat analyse i ulike utdanningskategorier viste kurven for stønadseffekt samme form blant menn med lav og høy utdanning, men stønadseffektens størrelse og svingningsamplitudene var sterkere blant menn med lav utdanning (data ikke vist).

Økonomisk inaktivitet

I alt 309 964 menn ble fulgt opp på økonomisk inaktivitet. Av disse hadde 7 058 (2,3 %) fått grunn-/hjelpetønad i barnealder, mens 83 632 (27,0 %) hadde lavt utdanningsnivå.

Menn som ikke hadde mottatt stønad i barnealder, var i liten grad uførepensjonerte. Nivåene på økonomisk inaktivitet (fig 4) var derfor ganske lik ledighetsnivåene. Til forskjell hadde stønadsgruppen en betydelig andel uførepensjonerte og dermed økonomisk inaktive, i størrelsesorden 40–50 % i alle aldersgrupper og i alle år. Trendutviklingen utover i perioden var forholdsvis lik blant menn med og menn uten stønad.

Resultatene for økonomisk inaktivitet blant menn med lav og høy utdanning er vist i figur 5. Den ugunstige periodetrenden for de lavt utdannede var enda mer markant enn tilfellet var for ledighet.

Justerte forskjeller i økonomisk inaktivitet assosiert med stønad og lav utdanning er gjengitt i figur 6. Stønadsassosiasjonen var langt sterkere enn utdanningsassosiasjonen. Det var imidlertid en tilnærming av kurvene med redusert effekt av stønad og sterkere effekt av lav utdanning utover i perioden. Eksempelvis var stønadseffekten 28,3 prosentpoeng sterkere enn effekten av lav utdanning for aldersgruppen 25–27 år i 1994, men bare 18,3 prosentpoeng sterkere i 2001.

Tallene bak figurene 1–6 er gjengitt i e-tabellene 3–6. Her presenteres stratifisert forekomst av ledighet og økonomisk inaktivitet 1991–2001 samt justerte assosiasjoner med stønad og utdanningsnivå (prosentpoeng forskjell med 95 % KI).

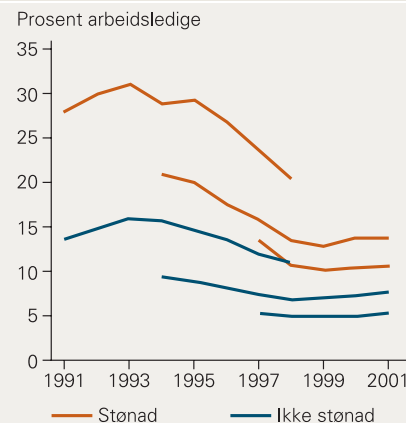
Diskusjon

Både stønad i barnealder og lavt utdanningsnivå var assosiert med arbeidsledighet og økonomisk inaktivitet blant yngre menn. Hovedhensikten med studien var å analysere periodetrender. Våre resultater viste at alle de studerte gruppene fulgte konjunktorene, men det var forskjeller i utviklingstrekkene for ulike utsatte grupper. Vi antok at unge voksne uten pensjon er potensielt aktuelle på arbeidsmarkedet.

Effekten assosiert med stønad i barnealder svingte med konjunktorene: Den var sterkere ved lavkonjunktur og svakere ved høykonjunktur. Dette mønsteret står i kontrast til effekten assosiert med lav utdanning, som var preget av en jevnt økende arbeidsledighet.

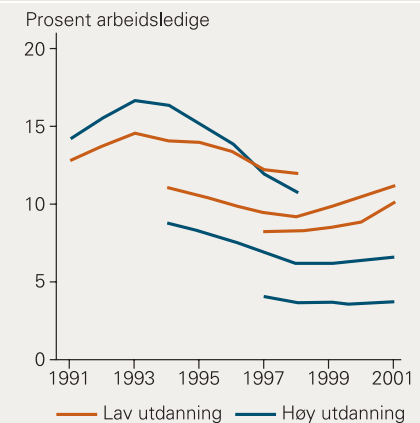
Inkluderer vi de uførepensjonerte i analysen og ser på økonomisk inaktivitet, ble trendforskjellene for stønadseffekt og lavutdanningsseffekt mindre klare, selv om de samme hovedtendensene holdt seg. I tråd med tidligere analyser (17) hadde menn med stønad i barnealderen en markant økt risiko for å få uførepensjon i ung alder. Likevel viste effekten av stønad på økonomisk inaktivitet en gunstigere periodetrend enn effekten av lav utdanning.

Figur 1



Års- og aldersspesifikk arbeidsledighet (årsinntekt < 0,5 G) for menn (N = 307 625, født 1967–76) med og uten stønad i barnealder (grunn- og/eller hjelpetønad ved 0–16 års alder). Aldersgruppen 22–24 år er fulgt i 1991–98, 25–27-årsgruppen er fulgt i 1994–2001, 28–30-årsgruppen er fulgt i 1997–2001. Også gjengitt i e-tabell 3

Figur 2



Års- og aldersspesifikk arbeidsledighet (årsinntekt < 0,5 G) for menn (N = 307 625, født 1967–76) etter høyeste utdanningsnivå (lav utdanning = videregående grunntutdanning eller lavere, høy utdanning = avsluttende videregående utdanning eller høyere). Aldersgruppen 22–24 år er fulgt i 1991–98, 25–27-årsgruppen er fulgt i 1994–2001, 28–30-årsgruppen er fulgt i 1997–2001. Merk ulik skala i y-aksen sammenliknet med figur 1. Også gjengitt i e-tabell 4

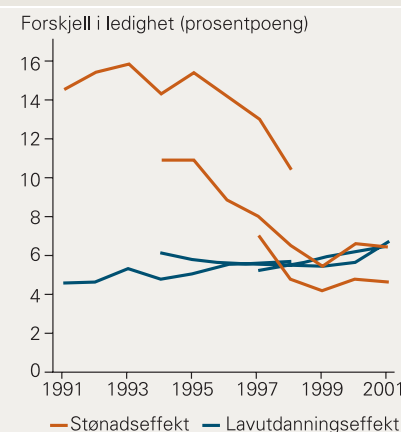
Validitet

Studien er basert på kobling av individdata i nasjonale registre hvor man med relativt beskjedne ressurser kan oppnå komplett oppfølging av store befolkningsgrupper. I så henseende har denne registerstudien fortrinn fremfor konvensjonelle prospektive studier, for eksempel de britiske fødselskohortene

(18), som krever store ressurser og hvor frafallet er større. Det er også en styrke at vi kan bygge opp data over hele livsløpet og lage forløpshistorier på for eksempel inntekt, pensjonsstønader og utdanning.

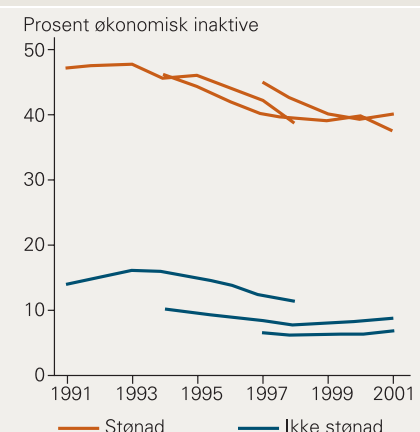
En generell svakhet ved registerbaserte studier er at noen av de tilgjengelige data er innsamlet for andre formål enn epidemiolo-

Figur 3



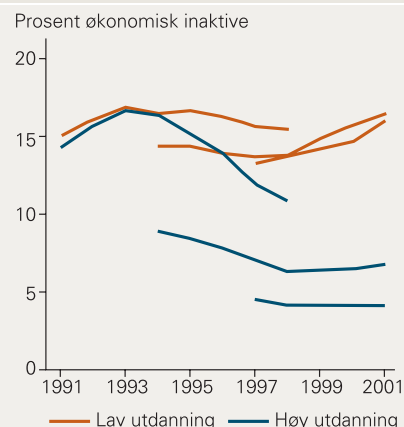
Aldersspesifikk forskjell (prosentpoeng) i arbeidsledighet 1991–2001 assosiert med stønad i barnealder og med lavt utdanningsnivå for menn (N = 307 625, født 1967–76). Estimaten er justert for pågående utdanning, fødselsår og vanskelige sosiale oppvekstvilkår. Aldersgruppen 22–24 år er fulgt i 1991–98, 25–27-årsgruppen er fulgt i 1994–2001, 28–30-årsgruppen er fulgt i 1997–2001. Også gjengitt i e-tabell 3 og e-tabell 4

Figur 4



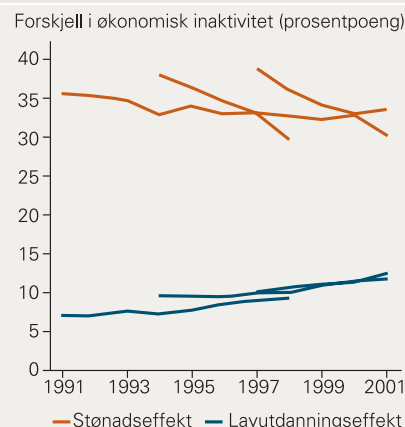
Års- og aldersspesifikk økonomisk inaktivitet (årsinntekt < 0,5 G eller uførepensjon) for menn (N = 309 964, født 1967–76) med og uten stønad i barnealder (grunn- og/eller hjelpetønad ved 0–16 års alder). Aldersgruppen 22–24 år er fulgt i 1991–98, 25–27-årsgruppen er fulgt i 1994–2001, 28–30-årsgruppen er fulgt i 1997–2001. Også gjengitt i e-tabell 5

Figur 5



Års- og aldersspesifikk økonomisk inaktivitet (årsinntekt < 0,5 G eller uførepensjon) for menn (N = 309 964, født 1967–76) etter høyeste utdanningsnivå (lav utdanning = videregående grunntutdanning eller lavere, høy utdanning = avsluttende videregående utdanning eller høyere). Aldersgruppen 22–24 år er fulgt i 1991–98, 25–27-årsgruppen er fulgt i 1994–2001, 28–30-årsgruppen er fulgt i 1997–2001. Merk ulik skala i y-aksen sammenliknet med figur 4. Også gjengitt i e-tabell 6

Figur 6



Aldersspesifikk forskjell (prosentpoeng) i økonomisk inaktivitet 1991–2001 assosiert med stønad i barnealder og med lavt utdanningsnivå for menn (N = 309 964, født 1967–76). Estimaterne er justert for pågående utdanning, fødselsår og vanskelige sosiale oppvekstvilkår. Aldersgruppen 22–24 år er fulgt i 1991–98, 25–27-årsgruppen er fulgt i 1994–2001, 28–30-årsgruppen er fulgt i 1997–2001. Også gjengitt i e-tabell 5 og e-tabell 6

gisk forskning. Stønad i barnealder er ett eksempel. Sykdom som fører til stønad i barnealder får ikke nødvendigvis betydning for arbeidsevne og inntektsmuligheter senere i livet (19). Store geografiske forskjeller (20) indikerer også at bruk av stønad i barnealder som indikator på kronisk lidelse er beheftet med usikkerhet. Et annet eksempel er vår definisjon på arbeidsledighet, hvor det kunne være et problem å inkludere menn under utdanning i analysene. Vi har imidlertid utført analyser uten oppfølging under utdanning (data ikke vist), og forskjellene fra de justerte estimatene presentert i figur 3 og figur 6 var helt marginale.

Formålet med studien var å analysere periodetrender. Det er da et potensielt problem at både praksis for tildeling av grunn- og hjelpetønad til barn og utdanningsmønsteret endret seg i løpet av studieperioden. I samsvar med andre analyser (20) økte tildeling av stønad i barnealder kraftig i perioden, fra 1,3 % i 1967-kohorten til 2,5 % i 1976-kohorten. Det var en omvendt utvikling for lav utdanning, fra 29 % i 1967-kohorten til 24 % blant menn født i 1973–76. Dette kan innebære at trendene vi fant er uttrykk for at «stønad» og «lav utdanning» endret karakter og innhold over tid. Vi har to indikasjoner på at dette ikke har hatt betydning for resultatene våre. Økningen i andelen med stønad stagnerte blant menn som ble født i årene 1970–73, og andelen lavt utdannede var stabil blant menn født i årene 1973–76. Analyser av disse subkohortene viste det samme mønsteret som i totalkohorten (data ikke vist). For det andre indikerer dødelig-

heten i stønadsgruppen at de eldste årskullene ikke hadde alvorligere tilstander enn de senere årskullene: Dødeligheten mellom 17 og 26 år i stønadsgruppen var 3,6 % i årskullene 1967–71 og 3,7 % i årskullene 1972–76.

Det er en svakhet at vi hadde kort observasjonstid. Tolkningene våre ville være mer solid fundamentert dersom oppfølgingsperioden hadde vært lengre.

Sammenlikning med andre studier

Vi er ikke kjent med publiserte studier av trender omkring forholdet mellom utdanningsnivå og deltakelse i arbeidslivet. I flere studier har man analysert forholdet mellom helse og deltakelse i arbeidslivet over tid, og i tre av disse har man også studert trender under ulike økonomiske konjunkturer (10–12). Alle er basert på gjentatte tverrsnittsundersøkelser av selvrapportert helse og yrkesaktivitet.

Dahl & Birkelund (10) undersøkte trender basert på levekårsundersøkelsene fra 1983–95. De fant ikke overbevisende støtte for at konjunktursvingningene var av betydning for sammenhengen mellom sykdom og yrkesaktivitet. Derimot økte forskjellene i andelen langvarig syke blant yrkesaktive og ikke-yrkesaktive over tid. Dette ble tolket som en langvarig trend knyttet til permanente trekk i det postindustrielle samfunn.

Bartley & Owen (11) fulgte utviklingen i yrkesaktivitet i årene 1973–93 blant britiske menn og fant støtte både for en konjunkturvirkning og for virkninger av en langsiktig ugunstig trend. Resultatene var mer usikre i

en mindre svensk undersøkelse blant 21-åringer under høykonjunkturen i 1986 og lavkonjunkturen i 1994 (12).

Det er forskjeller mellom disse studiene og vår studie som tilsier at man skal være forsiktig med direkte sammenlikninger. Det er også problemer knyttet til tolkingene av disse gjentatte tverrsnittsanalysene (10–12). Selvrapportert helse og yrkesaktivitet ble registrert samtidig, og med denne designen er det ikke mulig å skille ut helsesvikt som årsak til ledighet og ledighet som årsak til helsesvikt.

Tolking av resultatene

Våre resultater tyder på at kronisk sykdom hadde en ugunstig effekt på deltakelse i arbeidslivet i unge år, men denne effekten var konjunkturbestemt. I motsetning til dette hadde lavt utdanningsnivå en ugunstig effekt som forverret seg jevnt over tid. Vi har ikke data som kan forklare disse forskjellene, men vi kan spekulere om menn med lav utdanning har økende vansker med å innpasse seg et stadig mer komplekst og skiftende arbeidsliv. Vi kan også spekulere hvorfor unge menn med kronisk sykdom ikke er utsatt for den samme utviklingen. En mulighet kan være at den nordiske velferdsmodellen ivaretar arbeidsmulighetene til funksjonshemmede (13). På sikt kan det virke som om menn med lav utdanning er taperne i debuten på arbeidsmarkedet, mens vi tar vare på de kronisk syke – i det minste når konjunkturer er gode.

Vi takker Ole-Henrik Edland ved Medisinsk fødselsregister og Tove Bergseteren ved Statistisk sentralbyrå for bearbeiding av datafilene, og Ola Thune ved Rikstrygdeverket for bearbeiding og kobling av filene. Prosjektet er støttet av Norges forskningsråd.

e-tab 1, e-tab 3, e-tab 4, e-tab 5 og e-tab 6 finnes i artikkelen på www.tidsskriftet.no

Litteratur

1. Bartley M. Unemployment and ill health: understanding the relationship. *J Epidemiol Community Health* 1994; 48: 333–7.
2. Bartley M, Ferrie J. Glossary: unemployment, job insecurity, and health. *J Epidemiol Community Health* 2001; 55: 776–81.
3. Pless IB, Power C, Peckham CS. Long-term psychosocial sequelae of chronic physical disorders in childhood. *Pediatrics* 1993; 91: 1131–6.
4. Montgomery SM, Bartley MJ, Cook DG et al. Health and social precursors of unemployment in young men in Great Britain. *J Epidemiol Community Health* 1996; 50: 415–22.
5. Kokkonen J. The social effects in adult life of chronic physical illness since childhood. *Eur J Pediatr* 1995; 154: 676–81.
6. Hammarström A, Janlert U. Do early unemployment and health status among young men and women affect their chances of later employment? *Scand J Public Health* 2000; 28: 10–5.
7. Kristensen P, Bjerkedal T, Irgens LM. Birthweight and work participation in adulthood. *Int J Epidemiol* 2004; 33: 849–56.
8. Norges offentlige utredninger. Ungdom, lønn og arbeidsledighet. NOU 1994: 3. Oslo: Statens forvaltningsstjeneste, Seksjon statens trykning, 1994: 267–312.

>>>

9. Education at a glance: OECD Indicators. Paris: OECD, 2002.
10. Dahl E, Birkelund GE. Sysselsetting, klasse og helse 1980–1995: en analyse av fem norske levekårsundersøkelser. *Tidsskr Samfunnsforsk* 1999; 40: 3–32.
11. Bartley M, Owen C. Relation between socioeconomic status, employment, and health during economic change, 1973–93. *BMJ* 1996; 313: 445–9.
12. Novo M, Hammarström A, Janlert U. Health hazards of unemployment – only a boom phenomenon? A study of young men and women during times of prosperity and times of recession. *Public Health* 2000; 114: 25–9.
13. Burström B, Whitehead M, Lindholm C et al. Inequality in the social consequences of illness: how well do people with long-term illness fare in the British and Swedish labor markets. *Int J Health Serv* 2000; 30: 435–51.
14. Lahelma E, Kivelä K, Roos E et al. Analysing changes of health inequalities in the Nordic welfare states. *Soc Sci Med* 2002; 55: 609–25.
15. Lahelma E, Arber S, Rahkonen O et al. Widening or narrowing inequalities in health? Comparing Britain and Finland from the 1980s to the 1990s. *Sociol Health Illness* 2000; 22: 110–36.
16. Statistisk sentralbyrå. www.ssb.no/emner/06/01/akumnd/fig-2004-04-08-02.html (1.6.2004).
17. Bjerkedal T, Thune O, Irgens LM. Tidlig identifisering av barn med risiko for varig arbeidsuførhet. *Tidsskr Nor Lægeforen* 1999; 119: 652–6.
18. Wadsworth MEJ, Butterworth SL, Hardy RJ et al. The life course prospective design: an example of benefits and problems associated with study longevity. *Soc Sci Med* 2003; 57: 2193–205.
19. Bjerkedal T, Kristensen P. Helse i barneårene og deltagelse i arbeidslivet i 29-års alder – noen foreløpige resultater. I: Berg O, Sogaard AJ, Selikowitz H-S et al. *Medisin og samfunn. Festskrift til Grete Botten i anledning hennes 60-årsdag*. Oslo: Unipub forlag, 2003: 81–91.
20. Bjerkedal T, Thune O. Grunn- og hjelpestønad til barn – omfang og medisinske årsaker. *Tidsskr Nor Lægeforen* 1994; 114: 1941–5.